

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO

INSTITUTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**ESTRUTURA A TERMO DE TAXA DE JUROS E A DINÂMICA
MACROECONÔMICA**

GILBERTO BARBOSA NETO CARVALHO

Matrícula n^o: 115137871

ORIENTADORA: Prof. Susan Schommer

RIO DE JANEIRO

MARÇO 2020

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO

INSTITUTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**ESTRUTURA A TERMO DE TAXA DE JUROS E A DINÂMICA
MACROECONÔMICA**

GILBERTO BARBOSA NETO CARVALHO

Matrícula n^o: 115137871

ORIENTADORA: Prof. Susan Schommer

RIO DE JANEIRO

MARÇO 2020

As opiniões expressas neste trabalho são de exclusiva responsabilidade do autor.

AGRADECIMENTOS

Agradeço aos meus pais, pelo amor cultivado em mim, e à Professora Suzan Schommer, por me guiar nessa jornada de maneira solene.

RESUMO

A ideia de que os eventos macroeconômicos influenciam a dinâmica do mercado financeiro tem sido alvo de estudos de vários pesquisadores. Esta monografia aborda essa temática, analisando a relação entre a estrutura a termo da taxa de juros e algumas variáveis macroeconômicas, como o PIB, a inflação taxa de juros e a taxa de câmbio. Para isso, utilizou-se um modelo SVAR (vetor autorregressivo estrutural). Notou-se que, no período estudado, os choques da taxa de juros e da taxa de câmbio influenciaram os movimentos da curva de rendimentos de juros de forma significativa no Brasil. Dessa forma, conclui-se que existe uma relação intrínseca entre esses fatores.

ÍNDICE

INTRODUÇÃO	6
CAPÍTULO I - ESTRUTURA A TERMO E A MACROECONOMIA	8
I.1 - Política monetária e a taxa de juros	8
I.2 - O que a estrutura a termo da taxa de juros tem a dizer sobre a atividade econômica	11
CAPÍTULO II - METODOLOGIA	19
II.1 - Identificação por restrição	20
II.2 - Modelo recursivamente identificado	23
II.3 - Descrição de dados	24
CAPÍTULO III - ANÁLISE E RESULTADO	26
III.1- Uma primeira visão sobre os dados	26
III.2 - Estimação do modelo	28
III.3 - Impulso e resposta	30
III .4 - Decomposição de variância	33
CONCLUSÃO	36

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	
37	
ANEXO	39

INTRODUÇÃO

O dinheiro, seja material ou não, está presente nas nossas vidas de diferentes formas e vem evoluindo e modelando-se desde os inícios das civilizações. Contudo, a decisão de quando, quanto e como gastar está além de qualquer quantia monetária, visto que envolve também o custo do dinheiro. Isso quer dizer que os agentes, normalmente, baseiam-se na taxa de custo do dinheiro, ou seja, na taxa de juros, para fazer a alocação dos seus bens. Na prática, o valor das taxas de juros advém das negociações dos preços de títulos no mercado financeiro. Devido à grande variedade de títulos com diferentes maturidades, após as negociações, surgem diversas taxas de acordo com a maturidade desses títulos. A estrutura a termo das taxas de juros (ETTJ) relaciona essas diferentes taxas de juros, em que cada valor diz respeito a um prazo específico, levando em conta as expectativas do mercado no que tange ao nível futuro da atividade econômica e da taxa de inflação (STONA et al, 2015).

Embora tenha havido um descompasso nas pesquisas entre macroeconomia e mercados financeiros, muitos economistas e profissional do mercado têm se dedicado a estudar os efeitos da taxa de juros na economia e vice-versa, o que resultou em múltiplas abordagens e várias aplicações. Mas por que esses pesquisadores querem entender a relação entre a estrutura a termo da taxa de juros e as variáveis macroeconômicas?

Piazessi (2006) responde a essa questão a partir de quatro aspectos. Em primeiro lugar, vale destacar que a curva de rendimento é um bom instrumento de previsão, pois as taxas longas podem ser vistas como média esperada das taxas curtas ajustada ao risco. Isso quer dizer que a curva de juros possui informações que podem ser utilizadas para realizar previsões de atividade futura. A segunda razão está relacionada ao controle das taxas curtas pela autoridade monetária, ou seja, como funciona a transmissão da política monetária por meio da taxa de juros de curto prazo para influenciar as taxas longas e a demanda agregada. O terceiro aspecto está ligado à emissão de títulos públicos, ao prazo que o governo escolherá para se endividar. Por fim, a última razão está ligada a serventia da taxa de juros como referência para o apreçamento de ativos e derivativos, assim, é razoável a vontade dos investidores em saber se um preço de ativo variará num futuro próximo.

Nesse contexto, esse trabalho tem como objetivo explorar a relação entre a estrutura a termo da curva de juros e algumas variáveis macroeconômicas como a inflação, o nível de atividade, a taxa de câmbio e a taxa de juros, no período compreendido entre setembro de 2009 a maio de 2019. Para alcançar esse objetivo, foi usado um modelo SVAR (Vetor autorregressivo estrutural) e, após especificar o modelo, foi realizada resposta ao impulso e decomposição de variância a fim de analisar a relação entre as variáveis.

Para além desta introdução, essa monografia conta com mais quatro partes. O segundo capítulo ilustra como a curva de juros se relaciona com a macroeconomia. O terceiro descreve a metodologia usada, enquanto o quarto demonstra os resultados e as análises. Por último, o quinto capítulo propõe um apanhado geral do trabalho e os principais resultados obtidos nesse estudo.

I- A ESTRUTURA A TERMO E A MACROECONOMIA

I.1 Política monetária e as taxas de juros

A política monetária é conduzida pelo Banco Central através dos instrumentos econômicos. Uma das recomendações feitas pelos economistas é que o Banco Central tenha uma comunicação clara com os participantes de mercados acerca das suas ações e das suas metas. Uma das formas de sinalizar as suas intenções se dá através de canais de expectativas, nos quais o Banco Central tenta afetar as expectativas dos agentes em relação a um determinado evento. Existem várias formas de fazer isso, por canais de taxa de juros, de câmbio, agregados monetários e de crédito. Contudo, para fim específico desse trabalho, vamos focar no canal da taxa de juros.

Não há um consenso sobre a importância da taxa de juros como mecanismo de transmissão e como ela se manifesta em diferentes economias (FUINHAS, 2002). Isso não quer dizer que ela não seja importante. A transmissão da política monetária é crucial para sua execução e seu desempenho. E, à medida que surgem inovações financeiras que têm o poder de alterar a estrutura do mercado, os pesquisadores econômicos são obrigados a reavaliarem os conteúdos da transmissão da política a fim de detectar possíveis alterações na sua forma.

Os bancos centrais usam normalmente a taxa de juros de curto prazo como instrumento central para conduzir a política monetária. A taxa de juros é definida consoante a sua meta final de estabilidade de preços e de produção, levando em conta sempre o ambiente econômico vigente. A taxa de juros de curto prazo também é conhecida como a taxa da política e influencia as taxas de juros de ativos financeiros de vários rendimentos que, por sua vez, têm efeito no mercado de crédito e da demanda agregada (LICHA, 2015).

É importante enfatizar que, para o mecanismo de transmissão da taxa de juros, a taxa que interessa ao mercado é a taxa de juros real em detrimento da taxa de juros nominal. Embora a taxa curta seja o principal instrumento do Banco Central, por si só ela não determina a condução da tomada de decisão a longo prazo. Para isso, é necessário que todo o conjunto de maturidade da curva de juros seja levado em consideração para que a decisão de gastar, investir ou poupar seja tomada de uma forma consistente. A parte média

e longa da curva de juros é de suma importância no auxílio de tomada de decisão a médio-longo prazo. Sendo assim, os movimentos das taxas de juros reais de longo prazo determinam o comportamento da demanda agregada (BLANCHARD, 2010).

Isso pode ser facilmente ilustrado quando pensamos em aquisições de bens duráveis, como habitação ou grandes investimentos. Essas decisões focam mais em um horizonte de longo prazo; os tomadores dessas decisões estão interessados em saber quanto de juros será pago no T2 (tempo 2) caso peguem um empréstimo no T1 (tempo 1), ou quanto de juros irão receber no T2 caso façam uma aplicação financeira no T1. Portanto, essas decisões são mais sensíveis à taxa de juros de longo prazo. Nesse contexto, é fundamental entender como o instrumento da taxa de política e a estrutura a termo das taxas de juros se manifestam na aplicação e na manutenção da política monetária. Em especial, como as variações da taxa curta afetam movimentos de rendimento de títulos de longo prazo (FUINHAS, 2002).

A alavancagem exige cautela e na política monetária não é diferente. O Banco Central faz a alavancagem das taxas de juros de longo prazo através dos participantes do mercado, e são calculadas como uma média ponderada das cotações de juros futuros esperados de curto prazo. Por sua vez, existem muitas relações que podem afetar a taxa de juros de mercado. Uma dessas relações é a equação de Fisher, na qual a taxa de juros nominal é determinada através de soma das taxas de juros real e da taxa de inflação esperada para um período específico. Por outro lado, a equação de Fisher supõe que a opção de fazer investimentos “reais” (formação bruta de capital fixo) está aberta para esses investidores. Desse jeito, os investimentos atrativos estão condicionados não só pelos seus rendimentos futuros esperados como também pela compensação das expectativas de inflação futuras (GEIGER, 2011).

Quando falamos de expectativas, estamos nos referindo às expectativas racionais nas quais os agentes usam as informações disponíveis para fazer as melhores previsões possíveis. Isso suscita o interesse, tanto da autoridade monetária como dos agentes do mercado, a ficarem atentos às possíveis mudanças na dinâmica da curva de juros, uma vez que ela pode servir de sinalização da inflação futura, bem como das ações necessárias para manter a inflação dentro da margem da meta. (BLANCHARD, 2010).

Para Fendel (2007), a condução da política monetária e a relação com aplicação empírica desabrochou em três caminhos ligados a efeitos da curva de juros. Primeiro, a relação dos preços com outros ativos financeiros são reflexos da ótica do mercado sobre o futuro, permitindo extrair várias informações do setor financeiro que podem ser cruciais para os formuladores da política. O autor destaca a importância da curva de juros de longo prazo na transmissão monetária, além de chamar a atenção das autoridades monetárias sobre a definição dos canais de transmissão que são mais eficientes para alcançar determinada meta, e sobre a forma que a política monetária age para afetar as estruturas das taxas de juros e, conseqüentemente, outras variáveis agregadas. Por fim, atenta-se a política do Banco Central pode ser escrita através da função de Banco Central formulado por Taylor ou por uma regra de otimização a partir de uma meta de inflação flexível de Svensson e Woodford.

O preço de um título é determinado pela visão do mercado. Geiger (2011, p. 129, tradução nossa) considera que “é inerentemente prospectiva por natureza”. De acordo com a teoria de precificação de ativos (MPAF ou CAPM, em inglês), o preço de um ativo é composto pelo retorno líquido futuro esperado desse mesmo ativo. Esse valor depende do desempenho futuro da economia e da sua relação com a trajetória da taxa de desconto estocástica.

Por sua vez, a taxa de desconto é dividida em duas partes, a primeira está ligada à compensação de despesas correntes e a outra por assumir risco relacionado a incertezas de futuro pagamento. A teoria de não arbitragem explica que as taxas de juros de longo prazo são calculadas pela média ponderada das expectativas de futuro das taxas curtas ajustadas para a compensação de risco. Por conseguinte, é necessário o uso de um modelo para extrair as expectativas do mercado. (DIEBOLD et al, 2006).

A interpretação dos rendimentos pode revelar como as mudanças nas políticas monetárias provocam as alterações nas taxas de juros esperadas consoante às mudanças de posições dos participantes do mercado. Isso é de suma importância para os fazedores de política monetária, pois há uma certa dificuldade em analisar de forma consistente a intensidade da taxa suficiente para travar a inflação ou impedir uma recessão. Normalmente, essas mudanças são regidas pelo “princípio de Bairnard”, no qual os movimentos da curva são curtos e graduais. Durante a análise, é feita a detecção dos rendimentos mais curtos dos títulos mais sensíveis à ação de política monetária, o que

facilita a precisão da política se o público confiar no Banco Central diante de adversidade política, desequilíbrios e choques (GEIGER, 2011). Desse modo a taxa de juros desempenha um papel crucial na política monetária, seja através das taxas de juros de longo prazo influenciando a demanda agregada, ou pela persistência de desenvolvimento de curto prazo.

Perante essa situação, é razoável esperar que o mercado comece a captar sinalizações em alguma direção antes que alguma política entre em vigor. Dessa forma, o sucesso da política depende da eficiência que o canal da transmissão possui para afetar as expectativas dos agentes. Por conseguinte, as informações extraídas da taxa de juros servem para avaliar se o público captou de forma correta a intenção da política. Além disso, é útil também para saber se a quantidade de política e seus impulsos de expectativa estão em um nível certo (CHRISTIANO et al, 2005). Esse método possibilita ao Banco Central reavaliar as ações de políticas e calibrar seu volume, caso seja necessário, para que o objetivo de estabilização de preços e produtos seja atingindo de forma mais eficiente possível. Lane (2019) recomenda que os bancos centrais adotem uma política gradualista e que a sua comunicação seja a mais clara possível, esses compromissos podem ajudar a curva de juros a ser mais achatada, iniciada pelas taxas de juros de longo prazo. No entanto, de nada adianta um compromisso com o gradualismo se o banco central não provar que é fiel ao seu compromisso.

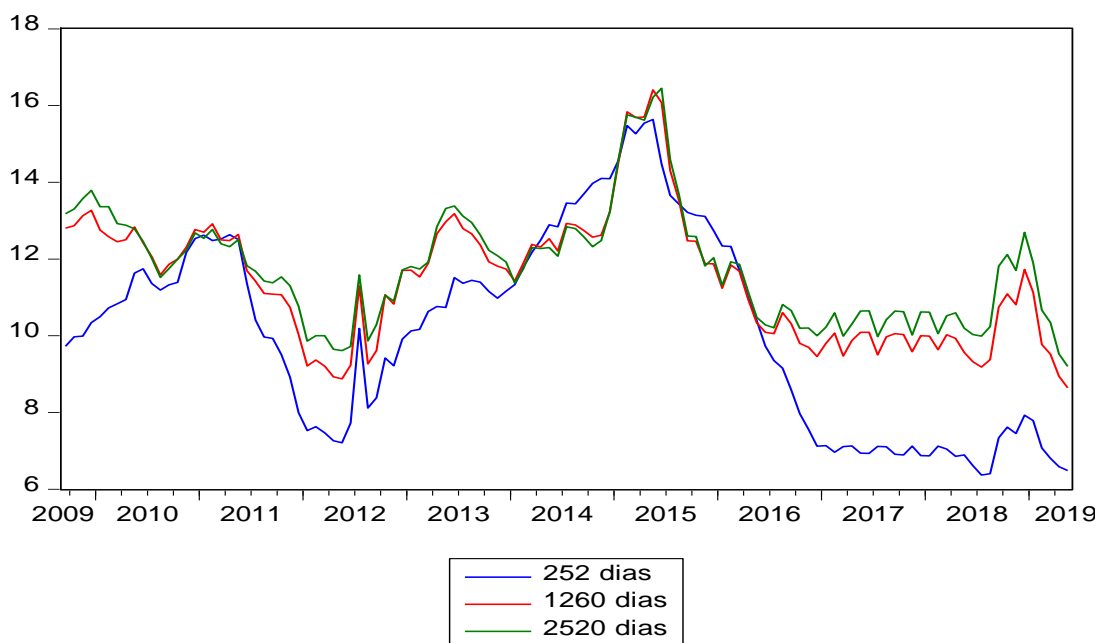
Para Bekaert (2010), os agentes só reveem as suas expectativas quando são obrigados a tal, e essa revisão é pautada pelos aprendizados de ciclos passados a atuais riscos. No entanto, surge uma tensão no mercado quando as perspectivas sobre a economia são vagas e incertas, nesse caso a recomendação é que o Banco Central envie fortes sinais da trajetória da política na tentativa de ancorar as expectativas. Um ambiente de incertezas requer sinalizações fortes e “interesse fora da regra” para que haja flexibilidade para responder as possíveis mudanças no futuro. Isso quer dizer que as informações disponíveis sobre as perspectivas econômicas gerais são determinantes para que o compromisso com a persistência seja concretizado. Em suma, os formuladores das políticas e os participantes de mercado usam a curva de juros como instrumento para avaliar a posição da política monetária.

I.2 O que a estrutura a termo da taxa de juros tem a dizer sobre a atividade econômica

A forma tradicional de fazer leitura da curva de rendimento é através de inclinação, que é calculada através do *spread* (diferenças) entre rendimento de curto e longo prazo. Normalmente, são usados rendimentos de 1 e 10 anos, mas isso pode variar de acordo com o grau de maturidade do mercado financeiro. Uma curva de juros achatada, ou seja, inclinada positivamente, está associada a um aumento de produto no período seguinte e a um aumento da inflação futura das taxas de juros de curto prazo. Os efeitos na taxa de câmbio podem variar, mas, diante desse ambiente benéfico, suponhamos que a alta de juros seja suficiente para atrair o investimento estrangeiro e que o efeito desse fenômeno seja predominante em relação aos outros fatores. Desse modo, uma curva achatada também está indicando um cenário positivo para a valorização do câmbio. Por outro lado, uma curva de rendimento inclinada negativamente, ou invertida, pode ser vista como um indicador de que essas variáveis irão cair ou seja que uma possível recessão pode estar a caminho. (LANE, 2019)

No gráfico 1, podemos ver a curva swap Pré x Di com 3 maturidades diferentes no período de setembro de 2009 a maio de 2019. Podemos observar que a parte achatada da curva predomina nesse período, contudo existem duas inversões da curva em momentos diferentes. A primeira foi suave, teve seu início no começo de 2011 e demorou mais ou menos 6 meses; a outra foi mais persistente, iniciando a inversão em março de 2014 e só retornando à normalidade no segundo trimestre de 2016. A segunda inversão da curva é também a mais profunda considerando o espaço de tempo analisado; ela aconteceu no mesmo período da pior recessão do Brasil, sugerindo que a inclinação da curva indicava uma contração na atividade econômica no país.

Gráfico 1. Curva Swap Pré X Di (Fonte:B3, elaboração própria)



Para além de ser usado como indicador das taxas de juros esperadas de curto prazo, o final médio e longo da estrutura a termo pode fornecer informações importantes sobre a dinâmica da economia. Os principais fatores da estrutura a termo podem ser usados para prever a dinâmica futura dos fundamentos macroeconômicos. Para os Estados Unidos, Ang et alii (2003) concluíram que todas as recessões após meados da década de 1960 foram previstas por uma inversão da curva de juros seis meses antes. Geiger (2011) explica que esse padrão está ligado a ideia de que, normalmente, os agentes esperam que uma política monetária produza dois efeitos. O primeiro é manifestado através de queda na atividade econômica e o segundo, queda da inflação, pode ser visto como consequência do primeiro, mas com uma certa defasagem temporal.

Uma redução da taxa de política padrão do Banco Central tem um efeito majoritário no final curto da curva, e esse efeito vai diminuindo ao longo da curva. Por outro lado, uma inovação na orientação da política monetária afeta a parte concava da curva de juros e o seu efeito tem uma duração de curto a médio prazo. Uma das teorias por trás desses padrões é a hipótese de expectativa da estrutura a termo, de acordo com essa hipótese a taxa de juros de longo prazo é definida através da média das taxas de juros de curto prazo que se espera que predomine até o vencimento do título. Partindo dessa hipótese, uma mudança na taxa de curto prazo afeta todo final curto da curva, enquanto a parte longa da curva é pouco influenciada. Por outro lado, novas sinalizações na orientação da política em um horizonte de longo prazo afetam principalmente a curva de vencimento de médio prazo. Além disso, a taxa de juros de longo prazo pode conter prêmio de risco que varia no tempo. Esse prêmio

de risco é visto como recompensa face a incerteza em relação, por exemplo, ao curso futuro das taxas de juros e das ações de política, bem como um prêmio de longo prazo para compensar os investidores pela liquidez perdida ao bloquear um contrato de longo prazo. Portanto, a política monetária influencia a curva de juros através das expectativas das taxas curtas e pelo prêmio de risco (LANE, 2019).

Por sua vez o aumento da inflação pode afetar as partes descobertas no final longo da curva de juros. As explicações para as variações do termo *spread* e para o crescimento futuro do produto podem ser atribuídas inteiramente ao papel informacional das ações esperadas da política (GEIGER, 2011).

Por outro lado, para Bakaert (2010), a explicação de conteúdo preditivo da inclinação tem sua origem na estrutura intrínseca da economia. Nela, é a estrutura real que importa em detrimento da estrutura a termo nominal, que é baseada nas decisões de suavização de consumo. Essa mudança de inclinação real para nominal depende da propriedade estocástica da inflação. Se a inflação for um passeio aleatório e as inovações tiver um caráter permanente, um choque altista causa mudança nas expectativas de inflação em todos os movimentos e provoca um deslocamento proporcional na curva de juros nominal. No entanto, a inclinação da curva nominal para um dado real não afetada. Por outro lado, se houver uma alteração das expectativas de inflação de curto prazo por causa da sua propriedade de reversão a média, pode acarretar diferença entre conteúdo preditivo do *spread* nominal fazendo com que a informação fique um pouco nebulosa. (GEIGER, 2011).

O poder preditivo da estrutura a termo tem sido explorado pelos economistas há décadas, possuindo uma vasta literatura sólida. Entretanto, alguns estudos empíricos como de Fendel (2007) sugerem que esse poder tem enfraquecido um pouco. Para Ang et alii (2003), há uma relação positiva entre a intensidade que a política é conduzida e a parte previsível da inclinação, isto é, quanto mais suave for a política, menor será a parte previsível da inclinação da curva e juros. Esses mesmos autores afirmam que uma política monetária que só reage a inflação provoca uma diminuição de correlação entre as taxas de juros de curto prazo futura e a produção futura. Essa tese reforça a ideia de que a adoção, por muitos bancos centrais, de metas inflacionárias diminui o poder do *spread* como indicador de produção futura.

Os prêmios de riscos variáveis no tempo podem diminuir a utilidade da curva de juros como indicador e o *spread* só ajuda a compreender uma parte esperada da curva de juros futuras. Nas vias convencionais, não é possível distinguir a correlação entre as expectativas das taxas curtas futuras e do prêmio a prazo exigido. Sendo assim, para melhorar o modelo, Ang et alii (2003) recomendam que sejam incorporados prazo ajustado ao risco e os *spreads* para melhorar a previsão do produto nos próximos períodos.

Bekaert et alii (2010) constataram que modelos com risco ajustado e inclinação são mais robustos e possuem coeficientes maiores e mais significativos. No entanto, os prêmios a prazo também podem revelar variáveis que aumentam o poder de previsão quando são incorporados no modelo. Estudos conduzidos por Diebold et alii (2006) ressaltam que a alteração de produção futura tem correlação com mudanças nos prêmios de risco. Esse resultado ficou muito conhecido e foi denominado de “visão profissional”, pelo fato de ser disseminado pelos banqueiros e analistas de mercado. Em suma, ela advoga que um movimento baixista no prêmio de risco impulsiona uma queda nas taxas de juros, estimulando futuros crescimentos.

As partes média e longa da curva contêm informações sobre as expectativas de inflação, além de ajudar nos resultados futuros. As expectativas de inflação têm sido um instrumento bastante usual na previsão de inflação corrente e também são usadas como sensor de confiança para avaliar a fidelidade das autoridades monetárias com as suas metas de nível de preço. Desse modo, o comprometimento do Banco Central em alcançar a meta de inflação faz com que as expectativas de inflação esperada em um determinado horizonte fiquem bem ancorada.

Embora as taxas de juros reais e inflação sejam variáveis econômicas importantes, as suas dinâmicas são difíceis de visualizar. Para representar as taxas reais das expectativas de inflação, são usadas, normalmente, a medida de rendimento real ex-antes ou a expectativa de inflação do mercado. Isso desencadeou uma crescente emissão de títulos indexada à inflação pelas autoridades fiscais; tais títulos são úteis para o fornecimento de informações sobre a estrutura a termo das taxas reais (GEIGER,2011). Segundo Ang et alii (2001), o *spread* entre rendimentos nominais e reais podem ser empregados para medir a estrutura a termo das expectativas de inflação.

Contudo, Lane (2019) alerta que a inflação esperada provinda dos mercados financeiros deve ser analisada com um certo ceticismo, já que existem vários fatores, como a liquidez e o prêmio de risco, que podem corromper as taxas de equilíbrio. Ele acrescenta que, normalmente, as expectativas de inflação tendem a serem superestimadas pela presença de risco ou pelos efeitos de liquidez. Portanto, o autor sugere que seja feita verificação cruzada com dados baseados em pesquisas para poder reduzir vieses.

As respostas às taxas de juros de longo prazo face as mudanças nas políticas monetária estão ligadas às expectativas dos participantes de mercado em relação a condução de futuras políticas macroeconômica. A seção anterior, introduziu a noção de como o final da curva de juros reage a alteração da taxa curta. De acordo com a hipótese de expectativas esperadas, os rendimentos dos títulos de longo prazo, normalmente, seguem a trajetória positiva como resposta aos movimentos atuais da taxa curta; isso, caso as expectativas se mantenham constantes.

Cook e Hahn (1989) foram pioneiros nos estudos empíricos para investigar as ações da política monetária sobre a estrutura a termo das taxas de juros nos Estados Unidos. Seus estudos revelam que existe uma correlação forte entre as taxas curtas e as taxas longas no período analisado, mas essa relação diminui à medida que os vencimentos de obrigações de longo prazo vão aumentando. Outros estudos subsequentes também confirmaram essa relação positiva entre a taxa curta e longa.

Alguns estudos posteriores, como o de Cochrane (2007), indicam que as variações positivas nas taxas de longo prazo, em um ambiente de aumento das taxas de juros de curto prazo, eram inconsistentes com a teoria monetária. A causa disso é o aumento da taxa de juros de curto prazo que, normalmente, gera a diminuição de inflação, provocando redução nas taxas longas. Estudos de Bekaert (2010) vão na mesma direção e concluem que mudanças nas políticas monetárias afetam a taxa de juros de longo prazo de uma forma limitada. Isso acontece porque, normalmente, há uma tendência da taxa de juros a retornar ao equilíbrio depois que um choque atinge a economia.

Levando em consideração que a expectativa de juros de curto prazo continua a mesma, os rendimentos de títulos tendem a seguir a mesma direção. Em razão disso, a hipótese de Fisher explica que, geralmente, políticas monetárias contracionistas reduzem as expectativas de inflação e as taxas de juros de longo prazo. Isso requer uma leitura

adequada dos fazedores de política sobre a mudança de comportamento dos agentes do mercado. Ou seja, se há uma reação antecipada por partes de agentes do mercado ou não e se os bancos centrais e setor privado gozam da mesma informação. Esse consenso é importante para a eficácia da política monetária, uma vez que uma alteração nas taxas de juros por parte das autoridades monetárias, que foi devidamente antecipada pelo mercado, tende a não afetar a taxa de juros de longo prazo. Isso acontece pelo fato de os agentes considerarem todo o ciclo político (GEIGER, 2011).

Os rendimentos de longo prazo podem reagir de forma excessiva ou nula, dependendo da abordagem da política monetária durante o ciclo. O sucesso da política depende das expectativas dos efeitos desta na taxa de juros de longo prazo. Tanto que uma ação surpresa do Banco Central, normalmente, causa um grande impacto nas taxas de longo prazo. O argumento que suporta esse “excesso de sensibilidade” é que a política restritiva não esperada pelos participantes implica em uma informação incerta sobre a dinâmica futura da inflação. Por conseguinte, eles se veem obrigados a aumentar as suas expectativas de inflação provocando aumento nas taxas de juros de longo prazo (LANE, 2019).

Alguns autores, como Christiano et alii (2005), constataram que as políticas que estão a par de novas informações sobre a performance do setor privado provocam alteração da curva de juros no mesmo sentido.

O ato do Banco Central de conduzir a política monetária por meio de taxas de juros de curto prazo denomina-se regra de taxas de juros ideais ou regras simples no estilo Taylor. A taxa de juros de curto prazo é usada para influenciar os vencimentos de títulos de longo prazo; tanto os fazedores da política monetária como os acadêmicos são um pouco receosos ao uso da taxa de juros de longo prazo como instrumento.

Se a política monetária tiver êxito em influenciar as taxas de juros de longo prazo, isso provocará uma revisão na decisão de realocação de recursos e investimentos. Além disso, poderá mudar o planejamento de oferta e demanda do setor privado, em particular, entre vários setores do mercado de capitais.

Ademais, envolve questões relacionadas a economia política e a independência política de Banco Central; surge, então, o dilema entre a eficácia da política monetária e as metas da política fiscal. Suponhamos que os formuladores das políticas decidam usar títulos de rendimentos de 10 anos como instrumento. Sabendo que a política fiscal pode eliminar

instrumentos com essa estrutura de vencimentos sem assumir o risco de flutuação das taxas de juros acentuados. Essa estratégia pode funcionar a curto prazo, mas a monetização da dívida do governo a médio prazo pode obrigar o Banco Central a fazer políticas contracionistas a fim de alcançar os seus objetivos de estabilização de preços. Esse plano depende das informações dos preços de ativos que os tomadores de decisão da política possuem e se os mesmos são compradores e fornecedores sobre o capital próprio de mercado.

Para Lane (2019) uma alternativa para superar o “limite zero” é fazer operações de mercado aberto que consigam extrair informação do mercado sobre as expectativas dos agentes sobre a taxa curta. Dessa maneira, a taxa curta cairia se o mercado as reavaliasse para baixo.

Considerando as hipóteses das expectativas, uma reação da taxa de juros de curto prazo também influenciaria a taxa de juros de longo prazo. A estrutura a termo tem uma influência positiva quando a função de reação típica, incluindo produção e inflação, é resolvida para atender o interesse da taxa curta. Esse tipo de abordagem de segmentação da taxa longa parte do princípio de que o objetivo da política monetária é restaurar o vínculo entre a taxa de juros de curto e longo prazo. Para além de servir como instrumento de deflação, a taxa de juros de longo prazo também pode ser usada para obter informações. Na regra simples de Taylor, a taxa de juros tende a reagir ao nível do preço corrente e pode ocorrer erros de amostragem e revisões, para além disso, o hiato do produto não é uma variável observável.

A curva de rendimento possui a característica de fornecer informações sobre o mercado financeiro em tempo real, já as variáveis da regra de Taylor se baseiam em informações macroeconômicas coletadas lentamente. As medidas podem ser incorporadas em uma função de reação dado o seu conteúdo informativo. Desse modo, a taxa da política responde às informações da estrutura a termo que estão na natureza prospectiva, no sentido de que reagem à inflação e ao produto esperados. Desse jeito, o Banco Central usufrui de uma vasta variedade de informações para captar as expectativas sobre o percurso esperado da economia. As decisões sobre as taxas de juros envolvem informações condicionais em um ambiente rico de dados em vez de usar só algumas variáveis (COCHRANE, 2007).

A curva de rendimento representa as expectativas de mercado, sobre a dinâmica da inflação futura e do ciclo de negócio, expressada em taxas longas e da inclinação da curva. Lane (2019) observa que, se for aceita a lógica de que a demanda agregada é afetada, principalmente, por taxas de juros de prazos mais longos, essas mesmas taxas ajudarão a atingir o objetivo de estabilização de preços e produtos. O mesmo autor formula uma regra na qual as autoridades monetárias reagem as taxas de juros defasada (suavização de juros) e para o *spread* a prazo atual (suavização da curva de juros). Essa abordagem supõe que o Banco Central comece a fazer política restritiva sempre que o *spread* de rendimento for grande. Sendo assim, o *spread* entre os rendimentos também serve como sensor da forma de política (se é expansiva ou não). É, também, um bom indicador para entender o ciclo de perspectiva pressupondo que os agentes avaliam os títulos adequadamente e há uma revisão em relação a prêmio de risco.

II- METODOLOGIA

Os vetores de autorregressão estrutural são bastante usados para análise de políticas econômicas e conseguem dar um bom *feedback* sobre fatos estilizados de negócios. No entanto, requer uma identificação conveniente aos choques estruturais para que os modelos tenham sentido econômico; em outras palavras, um VAR mal identificado não consegue retratar as políticas econômicas de uma forma razoável nas suas simulações e os seus resultados não passam de uma regressão espúria, pelo menos em termos econômicos (BACCHIOCCHI e FANELLI, 2015).

Os modelos estruturais de vetores de autorregressão (SVAR), são usados para vários fins, e, de acordo com Kilian (2013), possuem quatro características que os tornam práticos para análises macroeconômicas. Primeiramente, tem-se que é usual empregar este modelo a fim de estudar a resposta média das variáveis a uma estrutura singular ou do choque de variáveis. Em segundo lugar, o SVAR tem mais flexibilidade na construção de decomposição da variância de erro de previsão, na qual indica a contribuição média de um choque para variação dos dados. O terceiro benefício é a possibilidade de fornecer decomposições históricas que medem a contribuição cumulativa de cada choque estrutural e a evolução de cada variável ao longo do tempo. Tal decomposição é fundamental para compreensão da evolução dos preços ou das recessões. Por último, os SVARs são úteis na construção de cenários de previsão baseados em hipóteses de futuros choques estruturais.

Os primeiros modelos SVARs foram formulados por Sims (1980) como alternativa para ultrapassar algumas limitações de modelos dinâmicos a equações simultâneas. A pesquisa de Sims focava em críticas ao uso de restrição dinâmicas *ad hoc* em modelos de regressão e, além disso, visava combater o uso da premissa empírica que não condizia com a realidade. O autor concluiu que modelar as variáveis endógenas em conjunto gerava resultados mais expressivos do que modelar uma equação de cada vez. Com o passar dos anos, surgiu uma extensa literatura e variedades de modelos Vars, demonstrando a sua utilidade em diversas áreas de estudo.

Os pesquisadores ainda debatem se o modelo estrutural consegue discernir correlação e causa. Embora não haja consenso em relação a correlação e a causa, cientistas como Lutkepohl (2005) têm contribuído na elaboração de uma metodologia global do VAR. Para Lutkepohl, a interpretação estrutural do β do modelo VAR deve ser baseado na

teoria econômica, no conhecimento institucional ou em outra fonte de conhecimento técnico. Após realizar a decomposição dos erros de previsão em choques estruturais que não são correlacionados e com uma interpretação econômica, é feita a avaliação dos efeitos causais desses choques nas variáveis do modelo. No começo, muitos pesquisadores ignoravam esses requisitos e partiam para hipótese *ad hoc* que não estava vinculada a teorias econômicas, o que desencadeou várias críticas. Elas estimularam o desenvolvimento de um var mais estrutural a partir de 1986, com pesquisa contendo forte pressuposto de identificação, que são usados normalmente em um SVAR.

II.1 Identificação por restrição

Dada uma serie temporal dimensional Y_t com $t = 1, 2, 3, \dots, T$. Pressupõe-se que é possível uma aproximação de Y_t a partir de um vetor de autorregressão de ordem infinita p . Que pode ser descrito como:

$$B_0 y_t = \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + u_t \quad (1)$$

Em que u_t é o termo de erro não correlacionado e, também, o choque estrutural. Supõe que o u_t é homocedastico e, para conveniência notacional, os regressores determinísticos foram eliminados. A forma do modelo reduzido pode ser escrita como:

$$\beta(L) y_t = u_t \quad (2)$$

Onde $\beta(L) = \beta_0 - \beta_1 L - \beta_2 L^2 \dots - \beta_p L^p$ é o polinômio de ordem do atraso autorregressivo. A matriz variância-covariância do termo de erro estrutural é normalmente normalizada de modo que:

$$E(utut') = \Sigma u = IK \quad (3)$$

Isso quer dizer que as quantidades de choques estruturais são iguais as variáveis do modelo. Esses choques são não correlacionados entre si, o que significa que Σu é diagonal. A variância de todos os choques estruturais foi normalizada para unidade. Para estimar o modelo, formulou-se sua forma reduzida. Isso implica escrever y_t com alguns atrasos. Para facilitar a formulação, foram multiplicadas ambas as partes da equação (1) por β_0^{-1} :

$$\beta_0^{-1}\beta_0y_t = \beta_0^{-1}\beta_1y_{t-1} + \dots + \beta_0^{-1}\beta_p y_{t-p} + \beta_0^{-1}u_t \quad (4)$$

Desse modo, o modelo pode ser representado como:

$$y_t = A_1y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Em que $A_i = \beta_0^{-1}\beta_i$, $i = 1, \dots, p$ e $\varepsilon_t = \beta_0^{-1}u_t$. A forma compacta desse modelo pode ser descrita da seguinte forma:

$$A(L)y_t = \varepsilon_t ; \quad (6)$$

Onde $A(L) = I - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_pL^p$ descreve o polinômio da ordem de atraso autorregressivo. Esse método produz estimativas consistentes dos parâmetros de forma reduzida, tal que A_i , $i = 1, 2, \dots, p$, o erro de forma é reduzida ε_t , e a sua matriz de covariância $E(\varepsilon\varepsilon't) = \Sigma_\varepsilon$.

Por conseguinte, o ε_t , é construído através de uma média ponderada dos choques estruturais u_t . Bacchiocchi e Fanelli (2015) afirmam que a última resposta que é interessante para avaliar a estrutura econômica. Essas respostas estruturais dependem de β_i , $i = 0, 1, \dots, p$. Entretanto, para os autores, há uma questão proeminente a ser respondida: como reconstruir os elementos de β_0^{-1} de estimativas consistentes dos parâmetros de forma reduzida, tendo em conta a possibilidade de usar β_0^{-1} para recuperar u_t para $u_t = \beta_0\varepsilon_t$ e β_i , $i = 1, \dots, p$ para $\beta_i = \beta_0A_i$.

Portanto, para recuperar, é necessário que $\varepsilon_t = \beta_0^{-1}u_t$. Desse modo, a variância de ε_t é:

$$E(\varepsilon\varepsilon't) = \beta_0^{-1}E(utu't)\beta_0^{-1'}$$

(7)

$$\Sigma_\varepsilon = \beta_0^{-1}\Sigma_u\beta_0^{-1'}$$

(8)

$$\Sigma_\varepsilon = \beta_0^{-1}\beta_0^{-1'}$$

(9)

Tal que em ultima linha. $\Sigma_\varepsilon = \beta_0^{-1}\beta_0^{-1'}$ pode ser visto como sistema de equações não lineares nos parâmetros desconhecidos de β_0^{-1} . O Σ_ε pode ser estimado consistentemente e, portanto, é tratado como conhecido. Os sistemas de equações não

lineares podem ser resolvidos para parâmetro desconhecido, em β_0^{-1} usando métodos numéricos, desde que o número de parâmetros desconhecidos β_0^{-1} não exceda o número de equações. Isso envolve a imposição de restrições adicionais em determinados elementos de β_0^{-1} (AMISANO e GIANNINI, 1997). Essas restrições podem ser restrição de exclusão, restrição de proporcionalidade ou restrições de igualdade. A abordagem mais comum é impor zero restrições em elementos selecionados de β_0^{-1} .

A fim de verificação, se os conjuntos de elementos desconhecidos pertencentes a matriz β_0^{-1} foram devidamente identificados, Amisano e Giannini (1997) recomendam que o Σ_ε deve possuir $K(k+1)/2$ parâmetros livres. Isso porque, segundo os autores, qualquer matriz da covariância é simétrica em relação a diagonal. Logo, $K(k+1)/2$ é o número máximo de parâmetros em β_0^{-1} que se pode identificar exclusivamente. Esta condição de pedido de identificação é facilmente verificada na prática, mas só uma condição de classificação poderá falhar, dependendo dos valores numéricos de β_0^{-1} .

Existem algumas desavenças sobre a identificação do VAR, como, por exemplo, a existência de normalização alternativa na análise estrutural do VAR. Existem três representações similares do modelo estrutural do VAR, mas que variam com a forma de normalização do modelo. Na primeira, assume-se que $\Sigma_u = IK$, deixando a diagonal de β_0 irrestrita. Para alcançar a identificação é imposta restrição em β_0^{-1} , tal que $\varepsilon_t = \beta_0^{-1}u_t$. Por conseguinte, as inovações nos choques estruturais correspondem as inovações de desvio padrão, logo, respostas de impulso estruturais em β_0^{-1} são respostas de choque de desvio padrão.

Na segunda opção, tem-se que os elementos das diagonais de Σ_u poderiam ser deixados irrestritos e a diagonal de elemento de β_0 ser definida como $u_t = \beta_0\varepsilon_t$ (KEATING, 1992). Isso significa que, se β_0 é um triângulo inferior, então o β_0^{-1} também será um triângulo inferior. Contudo, a variação dos erros estruturais deixará de ser unificada, se o modelo for estimado nesta segunda representação. As estimativas implícitas de β_0^{-1} devem ser redimensionadas por um desvio padrão residual para garantir que as respostas implícitas de impulsos estruturais representem as respostas aos choques de desvio padrão (LUTKEPOOL, 2005).

Alterando as notações, podemos reescrever esses dois métodos em apenas um, da seguinte forma:

$$\beta_0 \varepsilon_t = \gamma u_t$$

$$(10)$$

Com $\Sigma_u = IK$ tal que $\Sigma_t = \beta_0^{-1} \gamma \gamma' \beta_0^{-1'}$. As duas equações acima são casos especiais de representação com normalização de alternativa $\beta_0 = IK$ ou $\gamma = IK$. A vantagem da terceira representação é que ela permite relaxar a suposição de que $\gamma = IK$ ou $\beta_0 = IK$, o que, facilita as exposições das premissas identificadoras (BLANCHARD e PERROTI, 2002).

II.2 -Modelo recursivamente identificado

Pode ser usada a ortogonalização dos erros para “desembaraçar” as inovações estruturais u_t das inovações reduzidas ε_t . O sentido de ortogonalização usado nesse trabalho é equivalente a erros não correlacionados. Pode ser construída da seguinte forma, seja $k \times k$ matriz p de triângulo inferior com diagonal positiva, em que $PP' = \Sigma_u$. Essa decomposição de cholesky da matriz variância-covariância é similar a matriz de computação de raiz quadrada de um escalar de variação (LUTEKPOOHL, 2005).

Dessa condição, $\Sigma_\varepsilon = \beta_0^{-1} \beta_0^{-1'}$, com $\beta_0^{-1} = P$, é uma solução possível para o problema de recuperação u_t . Como p é triangular inferior, ele possui $k(k+1)/2$ parâmetros livres, de acordo com Amisano e Gianinni (1997). Sendo assim, todos os parâmetros de P são exatamente identificados. Portanto, a condição de informação é satisfeita, tomando a estrutura triangular inferior de P . Não há necessidade de usar solução numérica neste caso, mas, se impor mais restrições de exclusão recursiva de β_0^{-1} e resolvido numericamente para os demais parâmetros, os resultados seriam idênticos aos da decomposição de cholesky. A vantagem dessa abordagem numérica, discutida anteriormente, é que ela permite esquemas alternativos de identificação não recursiva e restrições que não sejam a exclusão de restrições. Contudo, a ortogonalização dos resíduos de forma reduzida pela aplicação de uma decomposição de cholesky é apropriada apenas se a estrutura recursiva incorporada em P puder ser justificada por razões econômicas (LUTEKPOOHL, 2005).

Foi feita a restrição de β_0^{-1} baseada no trabalho de Sensarma e Bhattacharyya (2016) e seguindo a recomendação de Amisano e Giannini (1997). A matriz de restrição pode ser vista abaixo.

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{PIB} \\ \varepsilon_{Inflação} \\ \varepsilon_{Juros} \\ \varepsilon_{Câmbio} \\ \varepsilon_{Nivel} \\ \varepsilon_{Inclinação} \\ \varepsilon_{Curvatura} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{42} & b_{43} & b_{44} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{53} & b_{54} & b_{55} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{63} & b_{64} & 0 & b_{66} & 0 \\ 0 & 0 & b_{73} & b_{74} & 0 & 0 & b_{77} \end{bmatrix} X \begin{bmatrix} u_{PIB} \\ u_{Inflação} \\ u_{Juros} \\ u_{Câmbio} \\ u_{Nivel} \\ u_{Inclinação} \\ u_{Curvatura} \end{bmatrix}$$

Para Sensarma e Bhattacharyya (2016), as restrições de identificação fazem uma ligação necessária entre os aspectos estruturais e os choques de forma reduzida, ou seja, $\varepsilon = \beta u$. Note que cada linha da matriz β_0^{-1} pode ser vista como uma equação. Multiplicando cada termo do lado direito por cada choque de forma reduzida, tem-se uma média ponderada dos choques de fatores estruturais selecionados.

A primeira linha indica que o PIB não é afetado contemporaneamente por outras variáveis, exceto por ela mesma, assumindo uma relação *lead-lag* entre o PIB e outras variáveis macroeconômicas. A segunda linha mostra que a inflação só é afetada contemporaneamente por ela mesma. Essa mesma lógica foi aplicada na terceira linha. A quarta linha, por sua vez, indica que a taxa de câmbio é afetada contemporaneamente pelos juros, pela inflação e por ela mesma, isso está ligado ao fato de que o mercado cambial reage rapidamente às novas informações. Da quinta à sétima linha, indicam-se que os fatores da estrutura a termo são afetados contemporaneamente pelos juros e pela taxa de câmbio.

II.3- Descrição de dados

Neste trabalho, foram usadas as seguintes variáveis para analisar a dinâmica econômica: nível de atividade, inflação, juros e taxa de câmbio. Para nível de atividade, foi usado o produto interno bruto (montante) mensal construído pelo IBGE. Para representar a inflação, empregou-se o índice do IPCA mensal disponibilizado pelo IBGE. E, para taxa de câmbio, foi usada a taxa de câmbio nominal em relação ao dólar americano, fornecida pelo Bacen, e a taxa de juros mensais, também fornecida pelo Bacen.

Para calcular os fatores latentes da curva de juros, foram consideradas as medias mensais das maturidades de Swaps DI prefixadas fornecidas pela B3 com maturidades de 1, 5, 10 anos como referência para taxa de curto, médio e longo prazo. Esses vencimentos foram considerados para construir os *proxies* empíricos da estrutura a termo das taxas de juros da seguinte maneira:

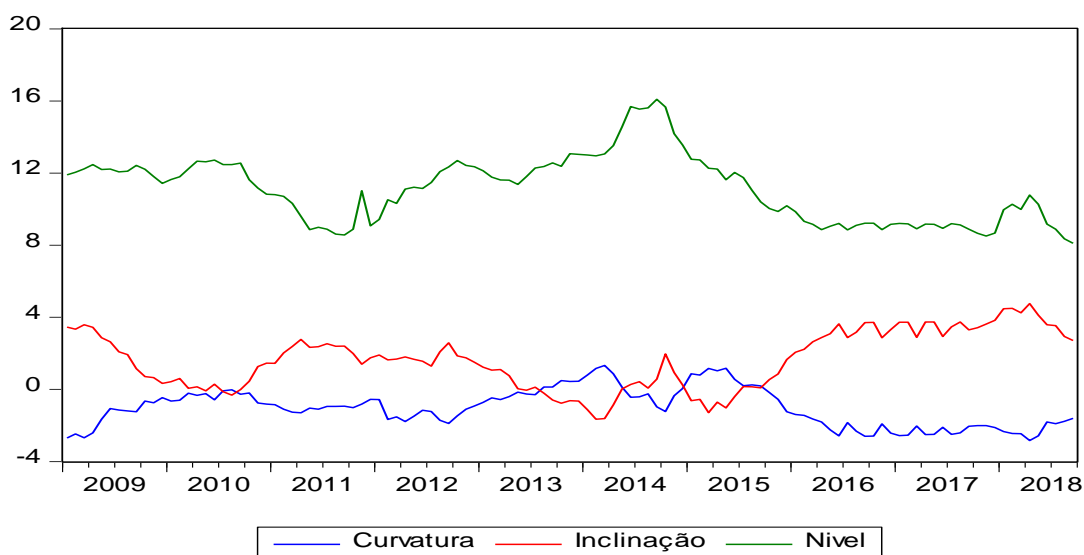
nível - média simples dos rendimentos de um, cinco e dez anos;

inclinação - determinada pelo *spread* entre o rendimento de dez anos e rendimento de um ano;

curvatura - soma do rendimento de um ano com o de dez anos, menos duas vezes o rendimento de cinco anos.

Os estudos de Bekaert et alii (2010), Sensarma e Bhattacharya (2016) e Shareef e Shijin (2017) construíram os rendimentos nesta direção. Os fatores latentes podem ser vistos no gráfico 2.

Gráfico 2. Fatores latentes da estrutura a termo da taxa de juros



III- ANÁLISE E RESULTADO

III.1 Uma primeira visão sobre os dados

O período estudado foi marcado por momentos de grandes turbulências e pequenas calmarias. Nos primeiros dados, que começam em setembro de 2009, o mundo ainda estava se recuperando da crise econômica de 2008. Nesse quesito, o Brasil teve uma ótima performance: em 2009, houve um retrocesso do PIB em 0,2%; após um ano, houve uma melhora surpreendente, com um crescimento de 7,5%.

Contudo, quando tudo parecia ir bem, houve um tropeço na política macroeconômica em meados de 2013, causado pela inflação e pelo desajuste entre política macroeconômica e fiscal. Para piorar, o cenário internacional estava sofrendo com choques negativos afetando vários países europeus, sendo Portugal e Grécia os mais prejudicados. Esse é o início de sucessivas crises que viriam impactar a economia brasileira e que acabariam por culminar na maior recessão econômica que a nação brasileira já vivera. Com uma taxa de inflação atingindo 10% em 2015, o PIB retraiu 3,5% e a taxa de câmbio atingiu 3,91 em setembro de 2015, sendo que, no mesmo mês do ano anterior, a taxa era de 2,33.

A tabela da estatística descritiva das variáveis pode ser vista abaixo (tabela 1). Os dados são compostos por 117 observações, no período de setembro de 2009 a maio de 2019. Todas as correlações entre as variáveis são significativas e diferentes de zero. A inflação tem uma correlação maior e positiva com a inclinação, sugerindo que essas duas variáveis podem ter alguma dinâmica intrínseca. Já com outros fatores, a inflação possui uma correlação negativa. A correlação entre a taxa de câmbio e o PIB com os fatores estruturais da curva de juros também segue a mesma direção. Por outro lado, os juros têm uma correlação maior com curvatura e nível, sinalizando que pode haver uma relação entre o instrumento da política monetária e os fatores da curva da estrutura a termo da taxa de juros.

Neste contexto, o primeiro passo consiste em estimar o modelo SVAR com o intuito de analisar a reação de impacto das variáveis através do impulso-resposta. Como o foco

desse trabalho é analisar as relações entre as variáveis macro e as estruturas a termo da taxa de juros, as análises de impulso-reposta serão centradas entre as variáveis desses dois campos. Depois será feita decomposição de variância.

Tabela 1. Sumario das estatísticas

	CAMBIO	CURVATURA	INCLINACAO	INFLACÃO	JUROS	NIVEL	PIB
Média	2.640970	-1.020582	1.627495	4064.966	0.801197	11.12032	459532.0
Mediana	2.344862	-1.038942	1.686105	3958.720	0.810000	11.37622	473347.1
Máximo	4.115947	1.331612	4.763195	5213.750	1.220000	16.08754	601830.2
Mínimo	1.563100	-2.835642	-1.649514	2985.830	0.470000	8.109742	283157.9
Std. Dev.	0.806894	1.061217	1.589428	705.8074	0.203568	1.838511	87614.50
Assimetria	0.264954	0.212395	-0.070328	0.090580	0.107235	0.420390	-0.299137
Curtoses	1.570525	2.224431	1.960388	1.574264	1.955107	2.734569	1.971127
Jarque-							
Bera	11.33048	3.812021	5.365313	10.06952	5.546770	3.789648	6.905488
Probabilid							
ade	0.003464	0.148672	0.068381	0.006508	0.062450	0.150345	0.031659
Soma	308.9935	-119.4081	190.4169	475601.0	93.74000	1301.077	53765247
Soma Sq.							
Dev.	75.52504	130.6371	293.0485	57787028	4.807032	392.0943	8.90E+11
Observaçã							
o	117	117	117	117	117	117	117

Tabela 2. Estrutura de correlação entre as variáveis.

Correlação entre as variáveis							
	CÂMBIO	CURVATURA	INCLINAÇÃO	INFLAÇÃO	JUROS	NÍVEL	PIB
CÂMBIO	1,000	-0,151	0,245	0,939	0,045	-0,272	0,894

CURVATURA	-0,151	1,000	-0,957	-0,294	0,590	0,562	-0,206
INCLINAÇÃO	0,245	-0,957	1,000	0,362	-0,588	-0,656	0,272
INFLAÇÃO	0,939	-0,294	0,362	1,000	-0,054	-0,417	0,969
JUROS	0,045	0,590	-0,588	-0,054	1,000	0,363	-0,041
NÍVEL	-0,272	0,562	-0,656	-0,417	0,363	1,000	-0,359
PIB	0,894	-0,206	0,272	0,969	-0,041	-0,359	1,000

III.2 Estimação de modelo¹

Como podemos observar na tabela 3, todas as variáveis são não estacionárias. A hipótese de cointegração das variáveis foi rejeitada, o resultado do teste de Johansen pode ser visto no anexo 1. Foi feita a primeira diferença a fim de torná-las estacionárias. Para escolher o número de defasagens do VAR mais eficiente, foram utilizados os critérios informação AIC (Akaike Information Criterion), HQ (Hanna-Quinn), SIC (Schwarz Information Criterion) e FPE (Final Prediction Error). Chegou-se ao seguinte resultado (ver resultado resumido na tabela 4).

Tabela 3. Resultado de teste da raiz unitária (teste de Dickey fuller)

Variável	Termos determinístico	Lags	Valor de Teste	Valor crítico		
				1%	5%	10%
Câmbio	Constante, Tendência	2	-2,14	-3,99	-3,43	-3,13
Δ Câmbio	Constante	1	-7,31	-2,58	-1,95	-1,62
Curvatura	Constante, Tendência	2	-2,76	-3,99	-3,43	-3,13
Δ Curvatura	Constante	1	-7,43	-2,58	-1,95	-1,62
Inclinação	Constante, Tendência	2	-2,41	-3,99	-3,43	-3,13
Δ Inclinação	Constante	1	-7,5	-2,58	-1,95	-1,62
Inflação	Constante, Tendência	2	-1,75	-3,99	-3,43	-3,13
Δ Inflação	Constante	1	-2,43	-2,58	-1,95	-1,62
Juros	Constante, Tendência	2	-0,56	-3,99	-3,43	-3,13
Δ Juros	Constante	1	-11,01	-2,58	-1,95	-1,62

¹

Utilizou-se o programa Rstudio para realizar todas as estimativas

PIB	Constante, Tendência	4	-2,25	-3,99	-3,43	-3,13
Δ PIB	Constante	1	-11,34	-2,58	-1,95	-1,62
Nível	Constante, Tendência	2	-1,71	-3,99	-3,43	-3,13
Δ Nível	Constante	1	-6,821	-2,58	-1,95	-1,62

Tabela 4. Critério de seleção do VAR

Critério	Lags			
	1	2	3	4
AIC(n)	7.841.923	7.902.386	7.420.937	7.364.375
HQ(n)	8.393.414	8.936.431	8.937.536	9.363.529
SC(n)	9.201.172	10.450.978	11.158.872	12.291.655
FPE(n)	2.549.439.378	2.734.539.974	1.732.199.806	1.717.818.458

Os critérios HQ(n) e SC(n) indicam um modelo VAR 1, enquanto AIC e FPE recomendam VAR 4. Diante desse impasse, foram rodados os dois modelos, após teste de autocorrelação e de heterocedasticidade ficou claro que a melhor opção é um modelo VAR com quatro defasagens. Já que o modelo com uma defasagem apresentou correlação serial, propriedade essa que tende a torna o modelo tendencioso e menos eficiente. Além disso, outros trabalhos empíricos com modelos semelhantes a este, como Christiano, Eichebaun e Evans (2005), também usaram a mesma especificação. O resumo dos resultados de teste do modelo está resumido na tabela 5.

Tabela 5. Testes de diagnóstico do VAR

Testes	Lags	Chi-squared	Df	p-valor
Portmanteau	10	323.59	294	0,113
JB-Test		76,427	14	1,29E-10
Assimetria		10.742	7	0,1503
Curtose		65,684	7	1,09E-11
ARCH	3	2393,4	2352	0,2711

O teste portmanteau analisa a existência de autocorrelação nos resíduos do modelo. Nesse caso, a hipótese nula de ausência de correlação não pode ser rejeitada, já que o p-valor 0,11 é maior do que o nível de significância 0,05. Já o JB-Test (Jarque-Bera) testa se os dados possuem uma distribuição normal, avaliando a assimetria e curtose da amostra. Por último, o ARCH-teste examina se os resíduos são heterocedásticos.

Depois da especificação do modelo, foi feito impulso-resposta a fim de analisar a reação das variáveis ao choque; como já mencionado, o foco desse trabalho está voltado em analisar a relação entre as variáveis macroeconômicas e os fatores latentes da curva de juros. Nesse sentido, foi feito o impulso-respostas em duas vias a fim de entender melhor o impacto que uma causa na outra.

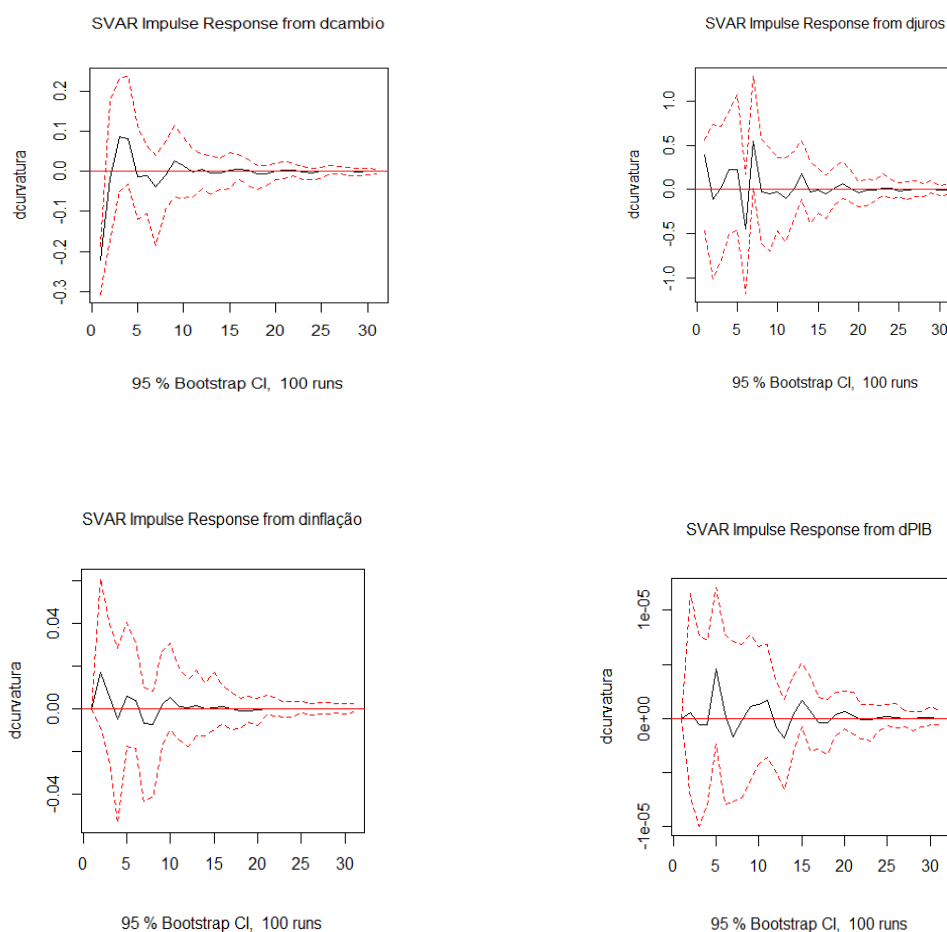
III.3- Impulso e resposta

Nesta seção, é analisada a caracterização da dinâmica do modelo estrutural usando resposta ao impulso das três variáveis latentes aos choques estruturais de macro variáveis. O primeiro fator a ser analisado é a curvatura e pode ser visto na figura 1. De uma maneira geral, os efeitos de choques não são significativos. Os efeitos de choques têm uma duração de aproximadamente 20 meses, sendo que o choque de juros causa maior impacto, enquanto o PIB tem menor impacto. O choque de câmbio no primeiro momento faz com que a curvatura se mova para a parte negativa, porém, com um movimento ascendente, a curva volta ao ponto estacionário após 10 meses e, a partir desse ponto, as oscilações são mínimas.

Esse resultado contrapõe o estudo de Giesel (2008), no qual a volatilidade do mercado de câmbio tem um impacto maior a médio prazo. A curva não exibe um comportamento côncavo, como nos estudos realizados por Ang e Piazzesi (2003), Diebold et alii (2006) e Bekaert et alii (2010), com dados de Estados Unidos, mas é semelhante aos estudos realizados nos mercados emergentes no Brasil, Soshua (2008), e na Índia, Sharref e Shijin (2017).

A reação da curvatura ao choque de juros é bem volátil – ora positivo, ora negativo – não tendo uma predominância clara dos efeitos de choque. O impacto da inflação e do PIB tem uma dinâmica similar; contudo, a reação do movimento da curvatura é mais intensa no PIB e há uma clara dominância da curva na parte acima do zero.

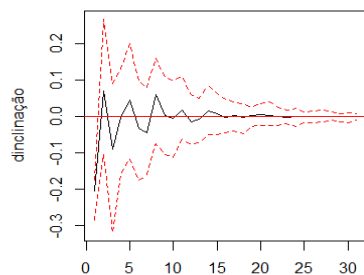
Figura 1



Em seguida, temos a resposta do fator inclinação a choques macro. Como em curvatura, o choque de câmbio causa um impacto negativo nos primeiros meses, porém, o movimento da curva é ascendente; depois de atingir o ponto estacionário, a curva acaba por oscilar em ambas direções. O choque de juros provoca uma escala maior da variação da curva, atingindo o seu ponto máximo após sete meses do início dos choques. O efeito de choque de inflação tem uma duração menor em relação ao outros e os seus efeitos são muito voláteis. Por fim, temos o choque do PIB, que tem efeito altista até os 5 meses e, depois disso, vai variando abaixo de zero até os 20 meses (ver figura 2).

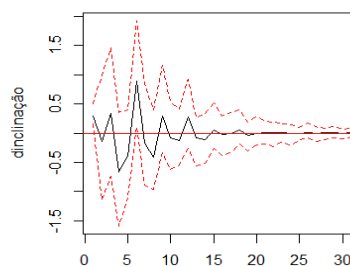
Figura 2.

SVAR Impulse Response from dcambio



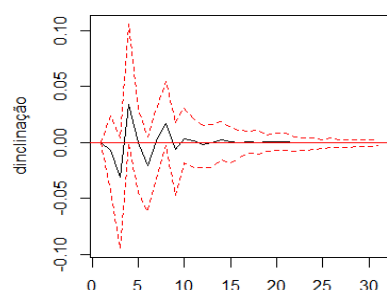
95 % Bootstrap CI, 100 runs

SVAR Impulse Response from djuros



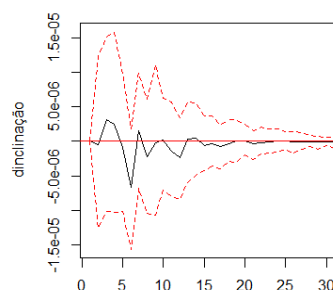
95 % Bootstrap CI, 100 runs

SVAR Impulse Response from dinflação



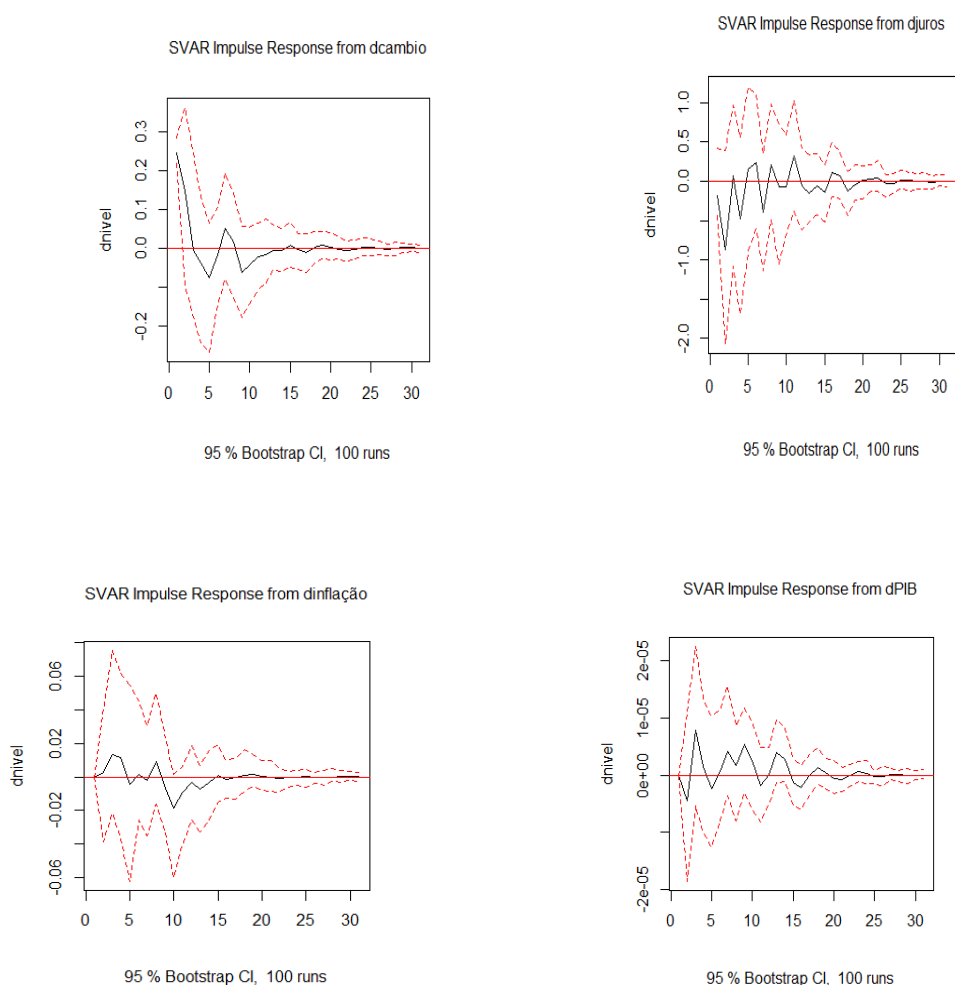
95 % Bootstrap CI, 100 runs

SVAR Impulse Response from dPIB



95 % Bootstrap CI, 100 runs

A última análise (ver figura 3) exhibe a reação do fator nível aos choques de macro variáveis. O choque de câmbio causa um movimento altista no primeiro momento, indo em direção oposta a outras variáveis; no entanto, essa subida não dura muito. Logo depois, há uma inversão da curva que vai até os 5 meses. Após isso, há uma leve subida de 5-10 meses, renovando o ciclo novamente. O impacto de choque de juros no nível é predominantemente negativo, com alguns momentos altista. Já a inflação tem uma performance muito comedida e dura até os 15 meses. Para concluir, há a resposta de nível a um impulso de PIB, que apresenta uma certa volatilidade nos dois lados, mas é notável a predominância na parte positiva.



III.4 -Decomposição de variância

A tabela 6 mostra a decomposição de variância do erro de previsão de análise. Em tese, ela mostra a extensão de comportamento para cada variável no sistema pelas diferentes estruturas e horizontes (SHARREF E SHIJIN, 2017). Analisando as variáveis que mais contribuíram para o câmbio, temos, em primeiro lugar, os juros com um peso significativo em todos os horizontes e, a seguir, a inflação com significância menor e decrescente com o passar do tempo.

Esse resultado só reafirma a relação entre taxa de câmbio, taxa de inflação e taxa de juros, sendo que essa última tem forte potencial para lidar com o câmbio. O próximo fator a ser analisado é a curvatura; essa variável é mais afetada pelos juros e, depois, pelo câmbio, ressaltando como a troca de choques das taxas influencia os rendimentos domésticos. Em seguida, a inclinação, o câmbio e os juros têm uma contribuição semelhante, porém é

menor em relação aos outros fatores. Contudo, vale enfatizar que, mesmo que o peso da inflação na inclinação seja pequeno, ela é maior em relação a proporção de inflação contido em outras variáveis.

A inflação é mais explicada pelo câmbio e pelos juros. Já na decomposição de juros, outras variáveis não têm tanto peso na sua explicação. O nível é explicado pelo câmbio e pelos juros e, mesmo que a contribuição do PIB seja pequena, ela é maior em relação a outra. Esse resultado está de acordo com outros trabalhos empíricos feito no Brasil (STONA et al, 2015) e sugere que a política monetária e a inflação têm uma influência significativa na formação do nível médio da taxa de juros. Para finalizar, temos o PIB, que só explicado pelos juros.

Tabela 6- Decomposição de variância

Variáveis	Período	Câmbio	Curvatura	Inclinação	Inflação	Juros	Nível	PIB
Câmbio	1	0,0263	0	0	0,0056	0,968	0	0
	10	0,208	0,00022	0,0021	0,004	0,971	3,30E-06	4,32E-11
	20	0,208	0,00023	0,0023	0,0039	0,971	4,09E-05	4,61E-11
Curvatura	1	0,24	0,00032	0	0	0,76	0	0
	10	0,077	0,005	0,019	0,00061	0,897	0,019	3,26E-11
	20	0,073	0,0054	0,018	0,00058	0,902	0,018	4,32E-11
Inclinação	1	0,153	0	0,524	0	0,153	0	0
	10	0,029	0,0016	0,077	0,00135	0,0269	2,43E-04	3,16E-11
	20	0,284	0,0016	0,073	0,00129	0,894	2,51E-04	3,39E-11
Inflação	1	0	0	0	1	0	0	0
	10	0,062	0,0024	0,0063	0,069	0,921	3,30E-04	5,28E-10
	30	0,06	0,003	0,009	0,0067	0,92	4,86E-04	5,24E-10
Juros	1	0	0	0	0	1	0	0
	10	0,0017	0,00011	0,00079	3,59E-05	0,997	1,55E-05	1,52E-11
	20	0,0017	0,00014	0,00094	3,86E-05	0,997	2,06E-05	1,52E-11
Nível	1	0,163	0,143	0,576	0	0,094	0,023	0
	10	0,0056	0,034	0,136	0,000483	0,766	0,0057	8,46E-11

	20	0,0052	0,031	0,122	0,000518	0,788	0,0051	9,51E-11
	1	0	0	0	0	0	0	1
PIB	10	0,0049	0,00022	0,0021	0,0001	0,993	0,00003	2,02E-10
	30	0,0052	0,00023	0,0027	0,00011	0,992	0,000032	2,01E-10

Para o caso brasileiro, os juros predominam na decomposição das variâncias. Esse resultado está de acordo Batcharma e Sensarmma (2015), que analisou os dados da Índia, mas entra em contraste com Bakart, Cho e Moreno (2010), que obtiveram resultado para os EUA, na qual a inflação é o fator dominante. Esse é um resultado esperado, já que os juros têm sido o principal instrumento do BACEN.

Outra variável importante é o câmbio. Ele predomina na explicação das variáveis, perdendo somente para os juros. Isso ocorre porque o câmbio afeta as variações das expectativas de inflações futuras, advindas “pass trough” de desvalorizações cambiais para a inflação, advertidas por Soshua (2008) como variação dos prêmios de risco externo. Esse fato só evidencia o quanto o Brasil estava exposto a evento externo durante as crises econômicas no período investigado neste trabalho.

CONCLUSÃO

Ao longo dessa monografia, foi abordado como a política monetária usa taxas de juros de diferentes maturidades para alcançar seus objetivos de inflação e produto. Discutiu-se que a taxa de juros de curto prazo é um dos instrumentos mais utilizados pelos bancos centrais, para, além dela, revelar as condições estruturais da economia vigente. Também sinaliza os possíveis percursos das atividades econômicas através de canais de expectativas, que, por sua vez, influenciam as taxas longas.

Também abordamos que a hipótese de Fisher modificada decompõe a taxa de juros nominal em duas partes: a inflação real esperada e o prêmio de risco de inflação. Desse modo, uma mudança na expectativa de inflação torna o conteúdo informacional da curva de juros confuso. Por outro lado, uma alteração da expectativa de produção futura afeta os prêmios de risco, que, por sua vez, mudam a composição da curva de juros.

Na parte empírica, foi escolhido um SVAR relativamente simples, mas que apresenta um bom potencial para análises de choques e previsão. Os efeitos de choques não são significativos. Contudo, os resultados das respostas dos fatores latentes a choque de variáveis macroeconômicas revelaram que os juros e a taxa câmbio são as variáveis macro que mais impactaram os fatores da curva de juros durante o período estudado. Depois, realizou-se a decomposição de variância, que reforçou o poder dessas duas variáveis sobre a estrutura a termo, sugerindo que tanto as ações do Banco Central como os eventos exteriores têm grande potencial para influenciar a curva de rendimento no Brasil.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMISANO, Gianni; GIANNINI, Carlo. From var models to structural var models. In: *Topics in Structural VAR Econometrics*. Springer, Berlin, Heidelberg, 1997. p. 1-28.

ANG, Andrew; PIAZZESI, Monika. A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables. *Journal of Monetary economics*, 2003, 50.4: 745-787.

BACCHIOCCHI, Emanuele; FANELLI, Luca. Identification in Structural Vector Autoregressive models with structural changes, with an application to US monetary policy. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2015, 77.6: 761-779.

BEKAERT, Geert; CHO, Seonghoon; MORENO, Antonio. New Keynesian macroeconomics and the term structure. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2010, 42.1: 33-62.

BLANCHARD, Olivier. Macroeconomia, 5a. edição. 2010.

BLANCHARD, Olivier; PEROTTI, Roberto. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *the Quarterly Journal of economics*, 2002, 117.4: 1329-1368.

CHRISTIANO, Lawrence J.; EICHENBAUM, Martin; EVANS, Charles L. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of political Economy*, 2005, 113.1: 1-45.

COCHRANE, John H. Inflation determination with Taylor rules: A critical review. *Available at SSRN 1012165*, 2007.

COOK, Timothy; HAHN, Thomas. The effect of changes in the federal funds rate target on market interest rates in the 1970s. *Journal of Monetary Economics*, 1989, 24.3: 331-351.

DIEBOLD, Francis X.; PIAZZESI, Monika; RUDEBUSCH, Glenn D. Modeling bond yields in finance and macroeconomics. *American Economic Review*, 2005, 95.2: 415-420.

DIEBOLD, Francis X.; RUDEBUSCH, Glenn D.; ARUOBA, S. Boragan. The macroeconomy and the yield curve: a dynamic latent factor approach. *Journal of econometrics*, 2006, 131.1-2: 309-338.

FENDEL, Ralf. *Monetary policy, interest rate rules, and the term structure of interest rates: theoretical considerations and empirical implications*. **Peter Lang Pub Inc**, 2007.

FUINHAS, José Alberto. O canal do crédito e a política monetária. *Departamento de Gestão e Economia (DGE), Universidade da Beira Interior*, 2002.

GEIGER, Felix. *The yield curve and financial risk premia: Implications for monetary policy*. Springer Science & Business Media, 2011.

KILIAN, Lutz. Structural vector autoregressions. In: *Handbook of research methods and applications in empirical macroeconomics*. **Edward Elgar Publishing**, 2013.

LICHA, Antonio Luis. *Teoria da Política Monetária*. Alta Books Editora, 2015.

LÜTKEPOHL, Helmut; NETSUNAJEV, Aleksei. Structural vector autoregressions with heteroskedasticity: A comparison of different volatility models. 2015.

LANE, Philip R., The yield curve and monetary policy, *Finance and the Department of Economist at University College London*, 2019

SENSARMA, Rudra; BHATTACHARYYA, Indranil. Measuring monetary policy and its impact on the bond market of an emerging economy. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 2016, 9.2: 109-130.

SIMS, Christopher A. Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1980, 1-48.

SHAREEF, K. Hassan; SHIJIN, Santhakumar. The term structure of interest rates and macroeconomic factors: Evidence from Indian financial market. *Borsa Istanbul Review*, 2017, 17.4: 249-256.

SENSARMA, Rudra; BHATTACHARYYA, Indranil. Measuring monetary policy and its impact on the bond market of an emerging economy. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 2016, 9.2: 109-130.

SIMS, Christopher A. Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1980, 1-48.

SHAREEF, K. Hassan; SHIJIN, Santhakumar. The term structure of interest rates and macroeconomic factors: Evidence from Indian financial market. *Borsa Istanbul Review*, 2017, 17.4: 249-256.

ANEXO

Teste de cointegração- Johasen

> summary(cointes)

```
#####
# Johansen-Procedure #
#####
```

Test type: trace statistic , with linear trend

Eigenvalues (lambda):

```
[1] 0.4550030123 0.2644207110 0.1928429694 0.1383076541 0.1255535765 0.0936156440
[7] 0.0001326355
```

Values of teststatistic and critical values of test:

	test	10pct	5pct	1pct
r <= 6		0.02	6.50	8.18 11.65
r <= 5		11.22	15.66	17.95 23.52
r <= 4		26.52	28.71	31.52 37.22
r <= 3		43.48	45.23	48.28 55.43
r <= 2		67.91	66.49	70.60 78.87
r <= 1		102.92	85.18	90.39 104.20
r = 0		172.11	118.99	124.25 136.06

Eigenvectors, normalised to first column:

(These are the cointegration relations)

	nivel.l3	PIB.l3	juros.l3	inflação.l3	inclinação.l3
nivel.l3	1.000000e+00	1.000000e+00	1.0000000000	1.000000e+00	1.00000000
PIB.l3	-2.015422e-05	-5.041046e-05	0.0001317863	-1.962921e-05	-0.01048305
juros.l3	-9.613811e+00	-1.945633e+00	6.8619017432	7.056749e+00	187.28449862
inflação.l3	2.713511e-03	1.666780e-02	-0.0209639631	5.048551e-03	1.55985893
inclinação.l3	-6.826491e-01	4.335684e+00	-0.3885586019	2.669823e+00	-353.65074009
curvatura.l3	3.262285e-01	6.035285e+00	-5.8095391294	3.090717e+00	-507.75075035
cambio.l3	3.709255e-01	-9.632526e+00	3.0720437374	-1.103442e+00	-267.73865633
	curvatura.l3	cambio.l3			
nivel.l3	1.000000e+00	1.000000e+00			
PIB.l3	-2.237043e-03	1.451728e-04			
juros.l3	-1.231907e+02	5.908310e+01			
inflação.l3	-5.590801e-02	-2.015246e-02			
inclinação.l3	1.205496e+02	1.347606e+01			
curvatura.l3	1.355903e+02	1.504589e+01			
cambio.l3	2.289577e+02	-1.602053e+01			

Weights W:

(This is the loading matrix)

	nivel.l3	PIB.l3	juros.l3	inflação.l3	inclinação.l3
nivel.d	6.719197e-03	-6.075882e-04	-2.467352e-02	-0.088849790	-2.415461e-04
PIB.d	2.784745e+03	7.763520e+02	-8.212203e+02	87.513919385	1.063331e+01
juros.d	2.565275e-02	1.085598e-03	1.521079e-03	0.001569017	2.563965e-05
inflação.d	1.101563e+00	-1.484410e+00	-3.254020e-01	0.667288286	-9.033767e-03
inclinação.d	-2.550091e-02	-1.604053e-02	-3.646823e-02	0.011796890	1.539333e-04
curvatura.d	1.590095e-02	-1.404106e-02	3.870367e-02	0.007098126	8.535817e-05
cambio.d	6.343313e-03	1.481853e-02	5.305303e-03	0.003145289	-2.802162e-05

	curvatura.l3	cambio.l3
nivel.d	-3.883658e-04	1.919749e-06
PIB.d	7.459521e+00	1.987511e+00
juros.d	1.173124e-05	-2.059166e-05
inflação.d	-2.684361e-03	3.095961e-03
inclinação.d	-9.187502e-04	-7.090766e-05
curvatura.d	4.218082e-04	8.879986e-05
cambio.d	-1.191994e-04	3.559895e-05

>